

## 청소년의 이원적 자아존중감의 상호관계: 자기회귀교차지연모형을 적용한 종단연구

유창민\*

### 초 록

기존의 연구들은 자아존중감이 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 이원적 구조를 가진다는 것을 확인했다. 그러나 이러한 이원적 자아존중감이 시간이 흐름에 따라서 서로 어떠한 영향을 주고 받는지 확인하지 못했다. 이에 따라서 본 연구는 우리나라 청소년의 이원적 자아존중감이 시간이 지나면서 서로 어떠한 영향을 주는지 살펴보았다. 이를 위해서 한국청소년정책연구원에서 수집하는 한국아동·청소년패널조사(Korea Child Youth Panel Survey: KCYPS) 자료 중 2010년부터 2015년까지의 자료를 이용하여 자기회귀교차지연모형을 분석하였고, 최종분석대상은 2,350명이다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 자기회귀계수와 관련하여 중학교 1학년 때 긍정적 자아존중감이 높은 학생은 이후에도 지속적으로 긍정적 자아존중감이 높고, 중학교 1학년 때 부정적 자아존중감이 높은 학생은 이후에도 지속적으로 부정적 자아존중감이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 교차지연계수와 관련하여, '긍정적 자아존중감(t)→부정적 자아존중감(t+1)'의 관계가 '부정적 자아존중감(t)→긍정적 자아존중감(t+1)'의 관계보다 유의미하게 더 강한 영향을 주는 것으로 나타났다. 셋째, 교차지연계수 중 '긍정적 자아존중감(t)→부정적 자아존중감(t+1)' 크기가 중학교시기보다 고등학교시기에 더 강한 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 우리나라 청소년들의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 상호관계패턴의 강도와 방향성이 학년에 따라서 다르게 나타남을 심층적으로 보여주고 있으며, 이러한 결과를 바탕으로 한 개입방안을 논의했다는 데 의의가 있다.

**주제어:** 청소년, 긍정적 자아존중감, 부정적 자아존중감, 자기회귀교차지연모형

\* 서울대학교 사회복지학과 박사수료, [ycsjk@snu.ac.kr](mailto:ycsjk@snu.ac.kr)

## I. 서 론

### 1. 연구의 배경 및 필요성

자아존중감은 청소년들의 비행, 우울, 불안, 대인관계, 음주 및 삶의 만족도 등 다양한 영역에서 중요한 보호요인이자 긍정적 기능을 하는 요인이다(정익중, 2007; Ryff & Singer, 1996). 이에 따라서 청소년기의 자아존중감과 관련된 연구들이 많이 진행되었다.

그런데 최근 자아존중감이 단일차원이 아니라 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 두 차원으로 구성되어 있음이 확인되었다(강상경, 2006; 이미리, 2005; 최창용, 이주연, 신유미, 2015; Ang, Neubronner & Leong, 2006; Boduszek, Hyland, Dhingra & Mallett, 2013; Kahng & Mowbray, 2005; Owens, 1994; Quilty, Oakman & Risko, 2006; Supple & Plunkett, 2011; Supple, Su, Plunkett, Peterson & Bush, 2013). 이러한 연구들에 따르면, 자아존중감은 자기 자신에 대해서 긍정적인 평가를 하는 ‘긍정적 자아존중감’과 자기 자신에 대해서 부정적인 평가를 하는 ‘부정적 자아존중감’으로 나뉠 수 있고, 이러한 형태가 서로 이원적인 구조를 가진다는 것을 확인했다.

이에 따라서 자아존중감을 이원적 자아존중감으로 구분하여 연구를 진행한 경우가 많이 있다. 최창용과 그의 동료들(2015)은 자아존중감을 자기가치와 자기비하로 구분하고, 이러한 두 유형의 자아존중감과 또래소외의 종단적 상호관계를 확인한 결과, 또래소외와 관련된 자아존중감의 하위유형이 다름을 확인하였다. 유창민(2017), 이미리(2005)는 청소년의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감을 구분하여 분석한 결과, 자아존중감의 하위유형에 따라서 예측요인의 종류가 다른 것을 확인하였다. 이러한 연구들은 자아존중감의 이원적 특성을 기반으로 기존의 단일차원적 자아존중감 연구에서 확인하지 못한 발견을 했다는 점에서 의의가 있다. 특히 청소년들이 건강한 자아존중감을 발달시키기 위해서는 단순히 단일차원적 자아존중감에 대한 접근이 아니라 자아존중감의 하위유형에 따라서 개별적이고 동시적인 접근이 필요함을 밝혔다는 의의를 가진다.

그러나 이러한 연구들은 이원적 자아존중감 하위유형에 해당하는 긍정적 자아존중

감과 부정적 자아존중감이 상호 간에 어떠한 영향을 주고받는지 확인하지 못했다. 지금까지 일반적으로 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감이 서로 자동적이고 무조건적으로 '부적관계'를 가지고 있을 것이라고 생각했지만, 자아존중감의 두 하위유형이 '이원적'이라는 것은 두 하위유형간의 상호관계가 반드시 '부적관계'가 아닐 수 있음을 의미한다. 즉, 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감이 서로 이원적인 관계성을 가지고 있는데, 실제로 그러한 상호관계가 시간이 지나면서 어떻게 변화하는지에 대해서는 아직까지 확인하지 못했다. 최창용 외(2015)의 연구에서 이원적 자아존중감의 종단적 상호관계를 확인하였지만, 이 때에도 '또래소외' 변수를 추가함으로써 순수한 자아존중감 하위유형 간의 관계성을 확인하지 못하였고, 중학교 1학년과 3학년 2개년도 자료만을 사용하여 상대적으로 짧은 변화 관계를 확인하였다는 한계를 지닌다. 그러나 청소년기의 자아존중감은 청소년 초기, 중기, 후기에 따라서 달라지는 것으로 확인(Block & Robins, 1993; Harter, 1990) 되었기 때문에 청소년기 전반에 걸친 종단적 상호관계를 확인할 필요가 있다. 무엇보다 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감이 청소년기의 특정 시점에 따라서 상호간에 어떤 종단적 관계를 가지고 있는지 알게 된다면, 자아존중감 하위유형에 따라서 유의미한 영향을 주는 예측요인이 다르다는 기존 연구결과와 더불어 청소년의 자아존중감 하위유형의 개입 지점을 보다 효과적이고 장기적으로 파악하는데 도움이 될 것으로 기대된다. 이 때 본 연구에서는 이원적 자아존중감의 상호종단적 관계뿐만 아니라 그러한 관계의 정도가 학년에 따라서, 그리고 그 방향에 따라서 차이가 있는지를 확인함으로써 보다 심층적이고 다각적인 측면에서 이원적 자아존중감의 종단적 상호관계성을 확인하였다.

## 2. 연구문제

본 연구는 우리나라 청소년들의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 종단적 상호관계를 확인하는 데 그 목적이 있고, 연구문제는 다음과 같다.

연구문제1: 우리나라 청소년의 긍정적·부정적 자아존중감의 종단적 상호관계는 어떠한가?

연구문제2: 우리나라 청소년의 긍정적·부정적 자아존중감의 종단적 상호관계의

정도는 그 방향에 따라서 차이가 있는가?

연구문제3: 우리나라 청소년의 긍정적·부정적 자아존중감의 종단적 상호관계의 정도는 학년에 따라서 차이가 있는가?

## II. 이론적 배경

### 1. 로젠버그의 자아존중감과 이원적 하위유형

자아존중감에 대해서 가장 많이 인용되고 사용되는 정의는 로젠버그의 자아존중감 정의와 척도이다. 로젠버그(Rosenberg, 1979)는 자아존중감을 자기 존중과 자기 가치의 정도, 개인이 자신에 대해 의식적으로 판단하거나 유지하는 평가라고 생각했다. 또한 이러한 자아존중감의 정도를 측정하기 위해서 척도를 개발하였고(Rosenberg, 1965), 이 척도는 우리나라뿐만 아니라 세계적으로 널리 사용되고 있다. 로젠버그의 자아존중감 척도는 10개의 문항으로 구성되어있다. 구체적인 문항은 ‘나는 나에게 만족한다’, ‘나는 내가 장점이 많다고 느낀다’, ‘나는 남들만큼의 일을 할 수 있다’, ‘나는 내가 적어도 다른 사람만큼 가치 있는 사람이라고 느낀다’, ‘나는 나에 대해 긍정적 태도를 지니고 있다’, ‘때때로 나는 내가 어디에도 소용없는 사람이라고 생각한다’, ‘나는 내가 자랑스러워할 만한 것이 별로 없다고 느낀다’, ‘때때로 나는 내가 쓸모없는 존재로 느껴진다’, ‘나는 나를 좀 더 존중할 수 있었으면 좋겠다’, ‘나는 내가 실패자라고 느끼는 경향이 있다’이다. 이 때 문장의 내용에서도 알 수 있듯이 앞의 5개 문항은 자기 자신에 대한 ‘긍정적인 측면’을 평가하는 내용이고, 뒤의 5개 문항은 자기 자신에 대한 ‘부정적인 측면’을 평가하는 내용이다. 그리고 기존의 많은 연구들은 자아존중감의 부정적인 측면을 평가하는 뒤의 5개 문항을 역점수화하여, 자아존중감의 긍정적인 측면을 묻는 앞의 5개 문항과 합한 후, 점수가 높을수록 자아존중감이 높고 점수가 낮을수록 자아존중감이 낮은 것으로 평가하였다.

그러나 최근의 다양한 이론 및 연구들은 이러한 단일차원의 자아존중감 사용에 대해서 의문을 제기하고, 자아존중감을 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감으로 구

분하여 사용할 필요성에 대해 연구하였다. Vallacher와 Nowak(2000)은 자기의 요소를 가상적인 자기구성체 상의 하나의 조각으로 표시하되, 이를 긍정적인 것과 부정적인 것으로 표시하고 이러한 긍정적 자기와 부정적 자기가 함께 존재할 수 있음을 얘기하였다. 또한 사회심리학 이론에서는 인간의 적응적 상태로 자기고양적인 방향으로 편향된 긍정적·부정적 사고의 비대칭성을 가정하고 있고(김지혜, 임승락, 2002), Schwartz와 Garamoni(1986)는 사회심리학 이론을 바탕으로 인간 마음의 긍정적·부정적 인지의 이상적 균형상태가 긍정적 인지가 .619, 부정적 인지가 .382의 비율을 지닌다고 주장하였다.

실제로 최근에 다양한 실증연구들에서 이러한 자아존중감의 이원성이 확인되고 있다. 구체적으로, 국외에서는 Owen(1994), Kahng과 Mowbray(2005), Ang과 그의 동료들(2006), Quilty와 그의 동료들(2006), Boduszek과 그의 동료들(2013), 그리고 Supple과 그의 동료들(2013)의 연구이다. 이러한 연구들은 단일차원의 자아존중감을 자기 자신에 대해 가치 있고 소중하게 생각하는 ‘긍정적 자아존중감 또는 자기가치’ 유형과, 자기 자신에 대해서 불만족하고 평가 절하하는 ‘부정적 자아존중감 또는 자기비하’ 유형으로 구분하였고, 두 유형의 자아존중감이 서로 이원적으로 존재하여 기능한다는 것을 확인하였다. 구체적으로 Boduszek 외(2013)는 미국인 전과자 699명의 자아존중감 요인구조와 구성신뢰도를 분석하였다. 그 결과 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 2요인 구조모형과 2요인 구성신뢰도 모두가 다른 모형 및 구성신뢰도 보다 더 좋은 것으로 확인되었다. Supple 외(2013) 또한 4개 국가의 청소년(유럽계, 라틴계, 아르메니아 및 이란계)을 대상으로 로젠버그 자아존중감 척도의 구조를 분석한 결과, 이원적 구조로 존재하는 것이 확인되었다.

국내에서도 자아존중감을 긍정적인 측면과 부정적인 측면으로 구분하고자 한 연구들이 존재한다. 이미리(2005), 강상경(2006), 최희철(2011), 최창용과 동료들(2015), 그리고 유창민(2017) 등이 그러하다. 이러한 연구들은 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감을 구분하여, 각각의 자아존중감 하위유형에 영향을 주는 예측요인을 횡단분석한 연구와 종단분석한 연구, 그리고 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감과 더불어 제 3의 변수의 상호 종단적 관계를 확인한 연구 등이 있다. 그 결과 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 영향을 미치는 예측요인의 유형이 다르거나, 자아존중감과 제 3 변수의 종단적 상호관계가 자아존중감의 하위유형에 미치는 영향이 다르

다는 결과를 보였다. 구체적으로 최희철(2011)은 이원적 자기존중감과 우울의 상호 종단적 관계를 확인하기 위해서 자기회귀교차지연모형 분석을 실시하였다. 그 결과, 부정적 자기존중감이 긍정적 자기존중감에 비해서 우울에 더 강한 효과를 보였다. 최창용과 그의 동료들(2015)은 이원적 자아존중감과 또래소외의 상호종단적 관계를 확인하기 위해서 자기회귀교차지연모형 분석을 실시하였다. 그 결과 자기가치(긍정적 자아존중감)가 자기비하(부정적 자아존중감)에는 유의한 영향을 주었지만, 반대로 자기비하(부정적 자아존중감)가 자기가치(긍정적 자아존중감)에는 유의한 영향을 주지 못했다. 그리고 자기가치와 자기비하 중에서 또래소외와 더 관련이 있는 요인은 자기비하로 확인되었다.

이처럼 자아존중감이 두 개의 유형으로 구분되고 그러한 자아존중감의 하위유형을 예측하는 요인들이 다를 수 있다는 이러한 국내와 국외의 연구결과들은 기존의 단일차원 자아존중감을 사용한 접근이 연구에서 뿐만 아니라 실제 개입에 있어서도 제한될 수 있음을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 이원적 자아존중감에 대한 기존 연구들의 결과를 기반으로 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 종단적 상호관계를 살펴보겠다.

## 2. 자아존중감 하위유형 간의 종단적 상호관계 확인 필요성

최희철(2011), 그리고 최창용과 그의 동료들(2015)은 자아존중감을 이원적 자아존중감 또는 자기가치와 자기비하로 구분하고, 이러한 두 유형의 자아존중감과 우울 또는 또래소외의 종단적 상호관계를 확인한 결과 우울 및 또래소외와 관련된 자아존중감의 하위유형이 다름을 확인하였다. 이미리(2005)와 유창민(2017)은 청소년의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감에 영향을 주는 예측요인을 확인한 결과 자아존중감의 하위유형에 따라서 예측요인의 유형이 다른 것을 확인하였다. 이러한 연구들은 청소년들이 건강한 자아존중감을 발달시키기 위해서는 단순히 단일차원적 자아존중감에 대한 접근이 아니라 자아존중감의 하위유형에 따라서 개별적이고 동시적인 접근이 필요함을 밝혔다는 의의를 가진다.

하지만 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감이 서로 이원적 특성을 가지고 있는

데, 실제로 그러한 관계가 ‘부적관계’로 나타나는지 아닌지에 대해서는 아직까지 검증된 바가 없다. 최희철(2011)의 연구와 최창용 외(2015)의 연구에서 이원적 자아존중감의 종단적 상호관계를 확인하였지만, 이 때에 ‘우울’과 ‘또래소외’ 변수를 추가함으로써 순수한 자아존중감 하위유형 간의 관계성을 확인하지 못하였고, 최창용 외(2015)의 연구에서는 중학교 1학년과 3학년 2개년도 자료만을 사용하였다. 그러나 청소년기의 자아존중감은 청소년 초기, 중기, 후기에 따라서 다르기 때문에(Block & Robins, 1993; Harter, 1990) 청소년기 전반에 걸친 종단적 상호관계를 확인할 필요가 있다. 이에 따라서 본 연구에서는 중학교 1학년부터 고등학교 3학년까지 총 6년 동안의 이원적 자아존중감의 상호관계를 확인하겠다.

### Ⅲ. 연구 방법

#### 1. 연구대상 및 분석자료

본 연구는 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 종단적 상호관계성 분석을 목표로 하고 있다. 이를 위해 한국청소년정책연구원에서 수집하는 한국아동·청소년패널조사(Korea Children and Youth Panel Survey: KCYPS) 중학교 1학년 코호트 중 1차년도(2010년), 3차년도(2012년), 5차년도(2014년), 6차년도(2015년) 자료를 이용하겠다. KCYPS는 전국을 대상으로 실시한 패널종단조사로서, 1차년도인 2010년도를 기준으로 층화다단계집락추출방법을 통해 전국대표성을 갖도록 설계되었다. 본 연구는 1차년도 조사 중에서 자아존중감 척도에 응답한 2,350명을 최종분석대상으로 하였다. 전체 연구대상자 중에서 남학생과 여학생은 각각 1,175명(남자 50%, 여자 50%)으로 나타났다. 본 연구의 경우 자아존중감이 조사된 시점이 1차년도, 3차년도, 5차년도, 6차년도이기 때문에 해당 차수의 자료를 활용하였고, 각 시점 별 학생의 학년은 1차 시점의 경우 중학교 1학년(평균나이=12.90세, 표준편차=0.34), 3차 시점의 경우 중학교 3학년(평균나이=14.89세, 표준편차=0.34), 5차 시점의 경우 고등학교 2학년(평균나이=16.89세, 표준편차=0.34), 6차 시점의 경우 고등학교 3학년(평균나이=17.89세, 표준편차=0.34)이다.

편차=0.35)이다.

## 2. 주요 변수 및 측정도구

긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감은 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도를 김지경과 그의 동료들(2010)이 번안한 척도를 사용하였다. 로젠버그의 자아존중감 척도는 10개 문항으로 구성되어있다. 본 연구에서는 자신에 대해서 긍정적으로 평가하는 5개 문항을 긍정적 자아존중감으로, 자신에 대해 부정적으로 평가하는 5개 문항을 부정적 자아존중감 지표로 사용하였다. 긍정적 자아존중감 문항내용은 ‘나는 나에게 만족한다’, ‘나는 내가 장점이 많다고 느낀다’, ‘나는 남들만큼의 일은 할 수 있다’, ‘나는 내가 적어도 다른 사람만큼 가치 있는 사람이라고 느낀다’, ‘나는 나에 대해 긍정적인 태도를 지니고 있다’이다. 부정적 자아존중감 문항내용은 ‘때때로 나는 내가 어디에도 소용없는 사람이라고 생각한다’, ‘나는 내가 자랑스러워할 만한 것이 별로 없다고 느낀다’, ‘때때로 나는 내가 쓸모없는 존재로 느껴진다’, ‘나는 나를 좀 더 존중할 수 있었으면 좋겠다’, ‘나는 내가 실패자라고 느끼는 경향이 있다’이다. 각 문항은 ‘매우 그렇다’(1점)에서 ‘전혀 그렇지 않다’(4점)의 4점 척도를 사용하였는데 해석상의 편의를 위해 역으로 코딩을 하였다. 따라서 점수가 높을수록 긍정적·부정적 자아존중감의 수준이 높음을 의미한다. 본 연구의 내적신뢰도(Cronbach's alpha)는 긍정적 자아존중감의 경우 0.818~0.835, 부정적 자아존중감의 경우 0.753~0.773으로 수용 가능한 범위 내에 있다.

## 3. 분석방법

연구대상자인 청소년의 일반적 특성을 확인하기 위해 기술통계분석을 실시하였다. 이를 통하여 자료의 결측값과 이상치를 확인하고 정규성을 검토하며, 연구 참여자 및 주요 변수의 빈도, 백분율, 평균, 표준편차를 확인하였다.

다음으로 본 연구의 주요 질문인 청소년의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 종단적 상호관계를 살펴보기 위해 자기회귀교차지연모형(Autoregressive cross-lagged

model: ARCLM) 분석을 하였다. 자기회귀교차지연모형은 종단자료를 이용하여 변수들 간의 인과관계의 방향을 결정하는데 유용한 분석방법이다(김주환, 김민규, 홍세희, 2009). 이 모형의 핵심은 t시점의 값은 t-1시점의 값에 의해서만 설명되고, t+1시점의 값은 t시점의 값을 거치지 않고는 t-1시점의 값에 의해서 설명될 수 없다는 것이다(Chen, Bollen, Paxton, Curran & Kirby, 2001). 따라서 교차지연효과는 모형에서 교차되어 있는 화살표를 통해서 두 변인간의 상호영향력을 살펴볼 수 있다. 그리고 이를 통해 t시점의 어떤 변인의 값은 t-1시점의 다른 변인의 영향을 받고 있다는 것을 확인할 수 있어 인과관계를 명확하게 확인할 수 있다(원상희, 2013).

이 때 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 각각의 잠재변수 사이의 인과관계 방향은 모든 차수에서 잠재변수들이 동일하게 측정되었을 때 추정가능하다(Taris, 2002). 따라서 자기회귀교차지연모형의 분석을 위해서는 형태동일성, 약한 구인 동일성, 강한 구인 동일성, 엄격한 구인 동일성 순서로 검증되어야 한다. 그런데 구조모형 검증에서는 약한 구인 동일성을 충족하면 되는데, 이것은 응답자들이 시간이 흘러도 측정 변수에 대해 동일한 해석을 하고 있음을 의미하기 때문이다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007).

이 때 모형이 적합하기 위해서는 카이제곱 값과 카이제곱의 차이 값이 통계적으로 유의미해서는 안 된다. 그러나 카이제곱 값은 표본의 수가 클수록 매우 민감해지는 경향이 있기 때문에(Levesque et al., 2004) 본 연구에서는 근사오차평균자승의 이중근(root-mean-square error of approximation) (RMSEA; Hu & Bentler, 1999), Tucker-Lewis index(TLI; Tucker & Lewis, 1973), 그리고 Comparative fit index(CFI; Bentler, 1990) 값을 함께 살펴보았다. 이 때 TLI, CFI, 그리고 RMSEA가 0.01수준으로 나빠지지 않거나 또는 오히려 좋아진다면 동일성 검증이 만족하는 것으로 판단한다(Chen, 2007). RMSEA가 0.06 미만이면 매우 좋은 모형, 0.08미만이면 괜찮은 정도를 의미하고(Hu & Bentler, 1999), 중분적합지수인 TLI, CFI는 0.9 이상이면 좋은 적합도로 판단한다(Browne & Cudeck, 1993; Hair, Anderson, Tatham & Black, 2009; Kline, 1998).

추정방법의 경우, 결측값으로부터 발생할 수 있는 편의가능성을 다루기 위해서 결측치를 고려한 후 분석하는 완전정보최대우도법(Full Information Maximum Likelihood: FIML)을 사용하였다. FIML은 모수를 추정하기 위해서 사용 가능한 모든 자료를 활용하는 방법으로, 제거나 대체 등의 방법보다 편의가 덜 발생하여 효율적이고 일관된 모수

추정을 한다(Enders & Bandalos, 2001; Newman, 2003).

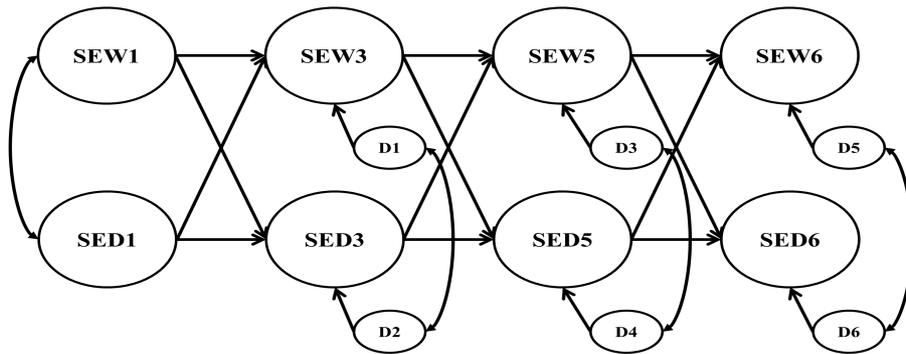


그림 1. 연구모형

SEW=self-worth(긍정적 자존감), SED=self-deprecation(부정적 자존감)

## IV. 연구 결과

### 1. 조사대상자의 일반적 특성 및 주요변수 기술통계

표 1은 표본의 인구사회학적 특성 및 주요변수의 평균을 보여준다. 표 2는 주요변수들의 상관관계를 나타낸다. 표 1에서 나타났듯이, 성별은 남자 1,175명(50.0%), 여자 1,175명(50.0%)으로 남자와 여자가 같은 빈도를 나타냈다. 긍정적 자아존중감은 고등학교 2학년에 해당하는 5차 년도에서 가장 높게 나타났다. 부정적 자아존중감은 중학교 3학년에 해당하는 3차 년도에서 가장 높게 나타났고, 고등학교 3학년에 해당하는 6차 년도에서 가장 낮게 나타났다.

표 1  
주요 변수 기술통계치 및 인구사회학적 특성

변수	빈도 (%)	평균	표준편차
<b>성별</b>			
남자	1175 (50.0)		
여자	1175 (50.0)		
<b>긍정적 자존증감</b>			
1차년도 (중학교1학년)	2,350	2.91	0.59
3차년도 (중학교3학년)	2,252	2.98	0.53
5차년도 (고등학교2학년)	2,090	3.00	0.47
6차년도 (고등학교3학년)	2,055	2.96	0.51
<b>부정적 자존증감</b>			
1차년도 (중학교1학년)	2,350	2.33	0.58
3차년도 (중학교3학년)	2,253	2.34	0.57
5차년도 (고등학교2학년)	2,090	2.20	0.53
6차년도 (고등학교3학년)	2,055	2.12	0.54

표 2  
주요 변수 상관관계

	SEW1	SEW3	SEW5	SEW6	SED1	SED3	SED5	SED6
SEW1	1							
SEW3	.469**	1						
SEW5	.371**	.453**	1					
SEW6	.333**	.383**	.547**	1				
SED1	-.497**	-.316**	-.250**	-.223**	1			
SED3	-.295**	-.387**	-.299**	-.241**	.357**	1		
SED5	-.290**	-.350**	-.618**	-.425**	.305**	.410**	1	
SED6	-.263**	-.278**	-.454**	-.535**	.292**	.314**	.500**	1

\*\* $p < .01$ . SEW = self-worth(긍정적 자존감); SED = self-deprecation(부정적 자존감).

## 2. 동질성 검사결과

자기회귀교차지연모형의 분석을 위해서 동질성 검증을 하였고, 분석결과는 표 3에 비교하였다.

모형1 : 제약이 없는 모형(비제약모형)

모형2 : 긍정적 자아존중감의 요인부하량에 동일성 제약을 가한 모형

모형3 : 부정적 자아존중감의 요인부하량에 동일성 제약을 가한 모형

모형4 : 긍정적 자아존중감의 자기회귀계수에 동일성 제약을 가한 모형

모형5 : 부정적 자아존중감의 자기회귀계수에 동일성 제약을 가한 모형

모형6 : 긍정적 자아존중감에 대하여 부정적 자아존중감의 교차지연계수에 동일성 제약을 가한 모형

모형7 : 부정적 자아존중감에 대하여 긍정적 자아존중감의 교차지연계수에 동일성 제약을 가한 모형

모형8 : 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 오차 공분산 사이에 동일성 제약을 가한 모형

기초모형의 모형적합도는  $\chi^2(694)=3514.350$ ,  $p<.001$ ,  $RMSEA=.042$ , 그리고  $CFI=.924$ , 으로 나타나 모형이 자료를 적절히 반영하는 것으로 판단된다. 동일성 가정(equivalence assumption) 검증을 위해서 CFI와 RMSEA 값이 0.01보다 좋아지거나 나빠지지 않으면 동일성 가정이 충족되는 것으로 판단한다(Chen, 2007). 표 3에서 볼 수 있듯이, 모형 1과 모형 2의 적합도 차이는 매우 작다( $\Delta\chi^2(12)=61.307$ ,  $p<.001$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ ,  $\Delta CFI=-.001$ ). 따라서 모형 2가 지지되었다. 모형 3과 모형 2의 적합도 차이는 매우 작다( $\Delta\chi^2(12)=110.915$ ,  $p<.001$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ ,  $\Delta CFI=-.002$ ). 따라서 모형 3이 지지되었다. 그러나 모형 3과 모형 4는 변화가 있었는데, 구체적으로 CFI가 모형 3보다 모형 4에서 0.01보다 큰 수준으로 나빠졌다( $\Delta\chi^2(3)=437.183$ ,  $p<.001$ ,  $\Delta RMSEA=.003$ ,  $\Delta CFI=-.012$ ). 그리고 모형 4부터는 계속해서 나빠진다. 따라서 최종모형으로 모형3이 가장 적합한 것으로 확인되었다.

표 3  
모형적합도 비교

변수	$\chi^2$	df	RMSEA	CFI	$\Delta\chi^2$	df	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ CFI
모형 1	3514.350	694	.042	.924	-	-	-	-
모형 2	3575.657	706	.042	.923	61.307	12	.000	-.001
<b>모형 3</b>	<b>3686.572</b>	<b>718</b>	<b>.042</b>	<b>.921</b>	110.915	12	.000	-.002
모형 4	4123.755	721	.045	.909	<b>437.183</b>	<b>3</b>	<b>.003</b>	<b>-.012</b>
모형 5	4136.243	723	.045	.909	12.488	2	.000	.000
모형 6	4166.171	725	.045	.908	29.928	2	.000	-.001
모형 7	4173.187	728	.045	.908	7.016	3	.000	.000
모형 8	8800.876	731	.069	.784	4627.689	3	.024	-.124

### 3. 자기회귀교차지연모형 분석 결과

자기회귀교차지연모형의 분석결과는 다음과 같다. 먼저 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 '자기회귀계수'는 통계적으로 유의하였다. 즉, t-1시점의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감은 각각 t시점의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감을 통계적으로 유의하게 예측했다. 구체적으로 긍정적 자아존중감의 자기회귀계수는 1차년도부터 6차년도까지 지속적으로 동일하게 '정적' 방향을 나타냈다. 부정적 자아존중감의 자기회귀계수 또한 1차년도부터 6차년도까지 지속적으로 동일하게 '정적' 방향을 나타내었다. 이러한 결과는 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 모두, 이전 시기의 자아존중감이 높을수록 이후 시기의 긍정적·부정적 자아존중감이 높아짐을 의미한다.

교차지연계수의 경우, 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 모두 유의미한 관계를 보였다. 이것은 t시점에서 긍정적 자아존중감이 t+1시점에서 부정적 자아존중감에 유의하게 영향을 주고; 마찬가지로 t시점에서 부정적 자아존중감이 t+1시점에서 긍정적 자아존중감에 유의한 영향을 준다는 것을 의미한다. 그리고 그 관계성은 '부적'방

향을 나타냈다. 이러한 결과는 이전 시기의 자아존중감은 이후 시기의 다른 하위유형의 자아존중감을 감소시킴을 의미한다.

이와 더불어, 본 연구에서는 단순히 교차지연계수의 결과만을 살펴보지 않고, 교차지연계수들 간의 비교를 통해서 이원적 자아존중감의 종단적 관계를 보다 심층적이고 다각도로 살펴보았다. 이러한 비교는 크게 세 가지 측면에서 볼 수 있는데, (1) ‘긍정적 자아존중감→부정적 자아존중감’의 경로와 ‘부정적 자아존중감→긍정적 자아존중감’ 경로의 영향력 크기를 비교하는 측면; (2) 긍정적 자아존중감이 부정적 자아존중감에 미치는 영향의 크기가 ‘학년’에 따라서 유의한 차이가 있는지 비교하는 측면; (3) 부정적 자아존중감이 긍정적 자아존중감에 미치는 영향의 크기가 ‘학년’에 따라서 유의한 차이가 있는지 비교하는 측면이다.

먼저, 첫 번째 측면을 비교분석한 결과, ‘긍정적 자아존중감(t)→부정적 자아존중감(t+1)’의 관계와 ‘부정적 자아존중감(t)→긍정적 자아존중감(t+1)’의 관계에서, 그 계수 값의 크기가 ‘긍정적 자아존중감(t)→부정적 자아존중감(t+1)’의 관계가 ‘부정적 자아존중감(t)→긍정적 자아존중감(t+1)’의 관계보다 더욱 강한 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이것은 표준화계수 값의 상대적인 크기뿐만 아니라 계수 값의 차이점증을 통해서도 확인이 되었다. 구체적으로 살펴보면, 1차년도 긍정적 자아존중감에서 3차년도 부정적 자아존중감으로 가는 경로는  $\beta_{SEW1 \rightarrow SED3} = -.158(p < .001)$  이고, 1차년도 부정적 자아존중감에서 3차년도 긍정적 자아존중감으로 가는 경로는  $\beta_{SED1 \rightarrow SEW3} = -.076(p < .01)$ 으로 나타나 1차년도 긍정적 자아존중감이 3차년도 부정적 자아존중감에 미치는 표준화계수가 1차년도 부정적 자아존중감이 3차년도 긍정적 자아존중감에 미치는 표준화계수보다 더 큰 것을 알 수 있다. 이와 더불어, 이러한 계수 값 사이의 크기 차이가 통계적으로도 유의미한지 확인한 결과, 통계적으로도 유의미한 차이를 보였다(표 5: critical ratio difference = 2.339). 이처럼 교차지연계수에 있어서 ‘긍정적 자아존중감→부정적 자아존중감’의 표준화계수 값의 상대적인 크기가 그 반대 방향인 ‘부정적 자아존중감→긍정적 자아존중감’ 보다 크게 나타나는 것과, 교차지연계수 값 차이가 통계적으로 유의미하게 나타나는 현상은 이후 다른 교차지연계수들의 관계에서도 일관되게 나타났다(3차와 5차년도 교차지연계수:  $\beta_{SEW3 \rightarrow SED5} = -.240(p < .001)$ ,  $\beta_{SED3 \rightarrow SEW5} = -.149(p < .001)$ , critical ratio difference = -3.654; 5차와 6차년도 교차지연계수:  $\beta_{SEW5 \rightarrow SED6} = -.257(p < .001)$ ,  $\beta_{SED5 \rightarrow SEW6} = -.059(p > .05)$ , critical ratio difference = -3.636).

다음으로, 두 번째 측면을 비교분석한 결과, ‘긍정적 자아존중감→부정적 자아존중감’의 계수 크기가 ‘학년’에 따라서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 1차년도 긍정적 자아존중감에서 3차년도 부정적 자아존중감으로 가는 경로는  $\beta_{SEW1 \rightarrow SED3} = -.158(p < .001)$ 이고, 3차년도 긍정적 자아존중감에서 5차년도 부정적 자아존중감으로 가는 경로는  $\beta_{SEW3 \rightarrow SED5} = -.240(p < .001)$ 으로 나타나 1차년도 긍정적 자아존중감이 3차년도 부정적 자아존중감에 미치는 표준화계수 크기가 3차년도 긍정적 자아존중감이 5차년도 부정적 자아존중감에 미치는 표준화계수 크기보다 더 작은 것을 알 수 있다. 이와 더불어, 이러한 계수 값 사이의 크기 차이가 통계적으로도 유의미한지 확인한 결과, 통계적으로도 유의미한 차이를 보였다(critical ratio difference=1.806). 이러한 차이는 다른 시점에서도 나타났다. 1차년도 긍정적 자아존중감에서 3차년도 부정적 자아존중감으로 가는 경로는  $\beta_{SEW1 \rightarrow SED3} = -.158(p < .001)$ 이고, 5차년도 긍정적 자아존중감에서 6차년도 부정적 자아존중감으로 가는 경로는  $\beta_{SEW5 \rightarrow SED6} = -.257(p < .001)$ 으로 나타나 1차년도 긍정적 자아존중감이 3차년도 부정적 자아존중감에 미치는 표준화계수 크기가 5차년도 긍정적 자아존중감이 6차년도 부정적 자아존중감에 미치는 표준화계수 크기보다 더 작았고, 이러한 계수 값 사이의 크기 차이가 통계적으로도 유의미한지 확인한 결과, 통계적으로도 유의미한 차이를 보였다(critical ratio difference=2.269). 반면, 3차년도 긍정적 자아존중감이 5차년도 부정적 자아존중감에 미치는 표준화계수 크기가 5차년도 긍정적 자아존중감이 6차년도 부정적 자아존중감에 미치는 표준화계수 크기보다 더 작았지만, 이러한 계수 값 사이의 크기 차이는 통계적으로도 유의미하지 않았다(critical ratio difference=0.945).

다음으로, 세 번째 측면을 비교분석한 결과, ‘부정적 자아존중감→긍정적 자아존중감’의 계수 크기는 ‘학년’에 따라서 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다(표 5 참조).

표 4  
자기회귀교차지연모형 분석결과

경로	비표준화계수	표준오차	표준화계수	$\rho$
SEW 1 → SEW 3	0.461	0.030	0.506	***
SEW 3 → SEW 5	0.419	0.025	0.472	***
SEW 5 → SEW 6	0.648	0.046	0.594	***

경로	비표준화계수	표준오차	표준화계수	$\rho$
SED 1 → SED 3	0.324	0.032	0.346	***
SED 3 → SED 5	0.331	0.026	0.364	***
SED 5 → SED 6	0.400	0.044	0.393	***
SEW 1 → SED 3	-0.176	0.039	-0.158	***
SEW 3 → SED 5	-0.268	0.032	-0.240	***
SEW 5 → SED 6	-0.328	0.055	-0.257	***
SED 1 → SEW 3	-0.058	0.025	-0.076	**
SED 3 → SEW 5	-0.107	0.021	-0.149	***
SED 5 → SEW 6	-0.051	0.037	-0.059	0.16

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

주. SEW=긍정적 자아존중감; SED=부정적 자아존중감

표 5

교차지연계수를 다각적 측면에서 비교분석한 결과

경로	비표준화계수	표준화계수	C.R.D
동일 학년에서 SEW (t) → SED (t+1)	SEW 1 → SED 3 -0.176	-0.158	-2.339
	vs. SED 1 → SEW 3 -0.058	-0.076	
vs. SED (t) → SEW (t+1)	SEW 3 → SED 5 -0.268	-0.240	-3.654
	vs. SED 3 → SEW 5 -0.107	-0.149	
경로 비교	SEW 5 → SED 6 -0.328	-0.257	-3.636
	vs. SED 5 → SEW 6 -0.051	-0.059	
	SEW 1 → SED 3 -0.176	-0.158	1.806
	vs. SEW 3 → SED 5 -0.268	-0.240	
SEW (t) → SED (t+1)	SEW 1 → SED 3 -0.176	-0.158	2.269
	vs. SEW 5 → SED 6 -0.328	-0.257	
경로의 학년에 따른 비교	SEW 3 → SED 5 -0.268	-0.240	0.945
	vs. SEW 5 → SED 6 -0.328	-0.257	

경로	비표준화계수	표준화계수	C.R.D	
SED 1 → SEW 3	-0.058	-0.076		
vs.			1.518	
SED 3 → SEW 5	-0.107	-0.149		
SED (t) → SEW (t+1)	SED 1 → SEW 3	-0.058	-0.076	
경로의 학년에 따른 비교	vs.		-0.145	
	SED 5 → SEW 6	-0.051	-0.059	
	SED 3 → SEW 5	-0.107	-0.149	
	vs.		-1.309	
	SED 5 → SEW 6	-0.051	-0.059	

주1. SEW=긍정적 자아존중감; SED=부정적 자아존중감; CRD=critical ratio difference.

주2. CRD값이 1.65보다 클 경우  $p=0.10$  수준에서, 1.96보다 클 경우  $p=0.05$  수준에서 통계적으로 유의미함을 의미한다.

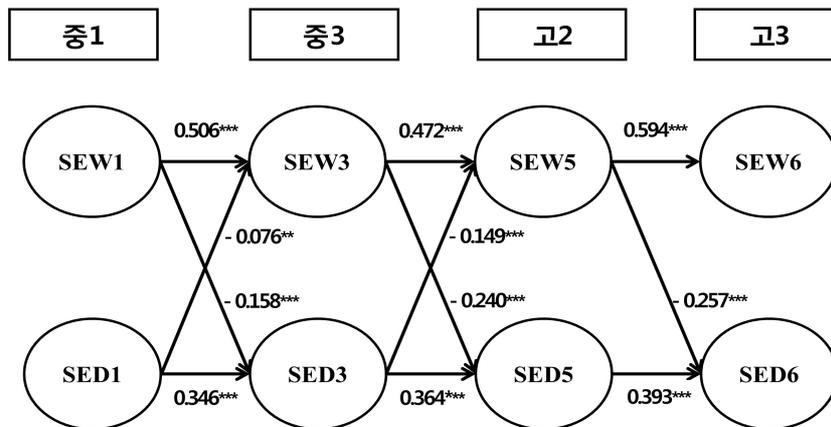


그림 2. 자기회귀교차지연모형 분석결과

SEW=self-worth(긍정적 자존감), SED=self-deprecation(부정적 자존감)

## V. 논의 및 결론

본 연구는 자기회귀교차지연모형을 이용하여 중학교 1학년 시점에서 고등학교 3학년이 되는 시점까지 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 종단적 상호관계를 확인하였다. 구체적인 연구결과는 다음과 같다.

먼저 자기회귀계수와 관련하여, t1시점의 긍정적·부정적 자아존중감이 높을 경우 t시점의 긍정적·부정적 자아존중감이 높아졌다. 구체적으로 긍정적 자아존중감의 자기회귀계수는 1차년도부터 6차년도까지 지속적으로 동일하게 '정적' 방향을 나타내었고, 부정적 자아존중감의 자기회귀계수 또한 1차년도부터 6차년도까지 지속적으로 동일하게 '정적' 방향을 나타내었다. 이러한 결과는 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 모두 이전 시기의 자아존중감이 높을수록 이후 시기의 긍정적·부정적 자아존중감이 높아짐을 의미하고, 이러한 결과는 기존의 선행연구의 결과(최희철, 2011; 최창용 외, 2015)와 일치한다. 최희철(2011)의 연구와 최창용 외(2015)의 연구에 따르면, 이전시점의 긍정적·부정적 자아존중감이 이후시점의 긍정적·부정적 자아존중감과 유의미한 정적인 관계를 갖는 것을 확인하였다. 즉, 중학교 1학년 때 긍정적 자아존중감이 높은 학생은 이후에도 지속적으로 긍정적 자아존중감이 높을 가능성이 높고, 중학교 1학년 때 부정적 자아존중감이 높은 학생은 이후에도 지속적으로 부정적 자아존중감이 높을 가능성이 높음을 의미한다. 따라서 청소년의 긍정적 자아존중감을 지속적으로 향상시키고, 부정적 자아존중감을 효과적으로 감소시키기 위해서는 청소년기 초기인 중학교 1학년부터 개입이 필요하다. 특히 청소년기는 자아 정체성이 형성되는 중요한 시기로서(Erikson, 1994), 청소년 초기부터 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 각각에 대한 세밀한 접근을 할 경우 이후 건강한 자아존중감이 형성되는데 도움이 될 것으로 기대된다. 다만 본 연구의 대상이 중학교 1학년 시점부터이기 때문에 초등학생을 대상으로 한 연구를 통해서 더 빠른 시기에 대한 개입의 중요성을 확인하는 것이 필요하다.

다음으로, 교차지연계수의 경우, 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 모두 유의미한 관계를 보였다. 이것은 t시점의 긍정적 자아존중감이 t+1시점의 부정적 자아존중감에 유의하게 영향을 주고, 마찬가지로 t시점의 부정적 자아존중감이 t+1시점의 긍정적 자아존중감에 유의한 영향을 준다는 것을 의미한다. 그리고 그 관계성은 '부적'

방향을 나타냈다. 이러한 결과는 이전 시기의 자아존중감은 이후 시기의 다른 하위유형의 자아존중감을 감소시킴을 의미한다. 이 때 교차지연계수들 간의 관계를 다각도로 살펴봄으로서 이원적 자아존중감의 종단적 관계를 보다 심층적으로 확인하였다.

먼저, 교차지연계수 심층 비교의 첫 번째 측면과 관련하여, '긍정적 자아존중감(t)→부정적 자아존중감(t+1)'의 관계가 '부정적 자아존중감(t)→긍정적 자아존중감(t+1)'의 관계보다 더욱 강한 관계를 보였다. 이것은 표준화계수 값의 상대적인 크기뿐만 아니라 계수 값의 차이검증을 통해서도 확인이 되었고, 모든 교차지연계수들의 관계에서도 일관되게 나타났다. 이러한 결과는 긍정적 자아존중감의 영향력이 부정적 자아존중감의 영향력보다 더욱 큼을 의미하고, 이것은 최창용 외(2015)의 연구결과와도 일치한다. 최창용 외(2015)에 따르면, 자기가치(긍정적 자아존중감)가 좋을수록 다음 시점의 자기비하(부정적 자아존중감)를 유의미하게 줄여주는 것으로 나타났지만, 그 반대 관계인 자기비하는 이후 시점의 자기가치와 유의미한 관계성이 없는 것으로 나타났다. 이처럼 긍정적 자아존중감의 영향이 부정적인 자아존중감의 영향보다 상대적으로 더 큰 것과 관련하여, Benjafield와 Green(1978)가 '황금분할 가설(golden section hypothesis)'에 기반하여 긍정적인 상태와 부정적인 상태의 비대칭성에 대해서 설명한 '황금분할 가설(golden section hypothesis)'을 통해서 설명될 수 있다. 황금분할 가설이란, 사람들이 긍정적인 것과 부정적인 것 등의 이분법적 사회적 판단을 하며, 이 때 긍정적인 측면이 약 62%를 차지한다는 주장이다. 이와 더불어 Schwartz와 Garamoni(1986)는 황금분할 가설에 대한 사회심리학 이론을 바탕으로 인간 마음의 긍정적/부정적 인지의 이상적 균형상태가 긍정적 인지가 .619, 부정적 인지가 .382의 비율을 지닌다고 주장하며 긍정적 인지 또는 긍정적 상태가 부정적 인지 또는 부정적 상태보다 상대적으로 더 중요한 비중을 차지할 수 있음을 주장하였다. 또한 이러한 결과에 대해서 최창용 외(2015)는 긍정정서 확장이론(broaden and build theory)으로 설명하였다. 긍정정서의 확장이론이란, 긍정정서를 경험하는 것이 심리적 자원을 향상시키고 부정정서를 감소시키며, 다양한 대처능력을 향상시킨다는 것이다(Fredrickson, 2001; Isen, 2002). 따라서 청소년들의 긍정적 자아존중감이 증가될 수 있도록 개입하는 것이 중요하다.

이 때 조심해야 할 것은 부정적 자아존중감에 대한 개입 또한 중요할 수 있다는 것이다. 이것은 교차지연계수와 더불어 자기회귀계수를 종합적으로 고려해야 할 때 그러하다. 긍정적 자아존중감의 자기회귀계수 값이 부정적 자아존중감의 자기회귀계

수 값보다 안정적인 모습을 보이고 있는데, 이러한 결과는 긍정적 자아존중감에 개입을 했을 때 변화를 일으키기 쉽지 않을 수 있음을 의미하고, 부정적 자아존중감에 대한 개입이 변화를 일으키기에 더 용이할 수 있다. 또한 교차지연계수 결과 중에서 '5차년도 부정적 자아존중감→6차년도 긍정적 자아존중감'의 관계가 유의미하지 않게 나타난 것이 본 연구의 결과이지만, 이 때 주목할 점은 측정간격이 2년인 경우와 측정간격이 1년인 경우에 따라서 결과가 다를 수 있다는 것이다. 즉, 측정간격이 1년인 고2~고3의 경우 이전에 측정간격이 2년인 경우와 달리 '부정적 자아존중감→긍정적 자아존중감' 관계가 유의하게 나타나지 않았다. 이러한 결과는 '부정적 자아존중감→긍정적 자아존중감' 관계에서 그 변화 간격이 1년일 경우에는 영향을 주기에 짧을 수 있음을 의미한다. 다시 말해서 변화 간격이 2년이었을 경우에 '부정적 자아존중감→긍정적 자아존중감' 관계 역시 유의하게 중요한 영향을 줄 수 있기 때문에, 청소년들의 긍정적 자아존중감에 대한 개입과 더불어 부정적 자아존중감에 대한 개입 역시 중요할 수 있다. 무엇보다 유창민(2017)의 연구에 따르면 청소년의 긍정적 자아존중감에 영향을 주는 요인과 부정적 자아존중감에 영향을 주는 요인이 동시적인 것도 있고 각각 개별적인 요인도 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 청소년의 긍정적 자아존중감에만 영향을 주는 요인에는 교사관계와 소득이 있었고, 청소년의 부정적 자아존중감에만 영향을 주는 요인에는 질병유무와 부모의 과잉간섭 등이 있었다. 이처럼 자아존중감의 하위요인을 예측하는 요인이 각각 다르다는 기존 연구결과와 자아존중감의 하위요인이 상호 간에 보완하는 교차지연효과를 보인 본 연구의 결과는, 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감 각각의 개별적인 개입이 중요할 수 있음을 보여준다.

다음으로, 교차지연계수 십층 비교의 두 번째 측면과 관련하여, 긍정적 자아존중감이 부정적 자아존중감에 미치는 영향의 크기가 '학년'에 따라서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이것은 표준화계수 값의 상대적인 크기뿐만 아니라 계수 값의 크기 차이검증을 통해서도 확인이 되었다. 구체적으로 '긍정적 자아존중감→부정적 자아존중감' 비교 경로는 학년에 따라서 3가지 경우(중1~중3, 중3~고2, 고2~고3)가 있다. 이 때 중점적으로 봐야하는 것은 '중1~중3의 경로'가 '중3~고2의 경로와 고2~고3의 경로'보다 유의하게 영향의 크기가 작은 것으로 나타났고, '중3~고2의 경로와 고2~고3의 경로'는 그 영향의 크기가 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 '중1~중3' 시기보다 '중3~고2 시기와 고2~고3' 시기에서 긍정적 자아존중감이 부

정적 자아존중감에 주는 영향이 더욱 크다는 것을 의미한다. 즉, '학년'에 따라서 긍정적 자존감이 부정적 자존감에 영향을 미치는 정도가 다른데, 특히 중학교 시기보다 고등학교 시기에서 영향의 크기가 더 크다는 것이다. 반면, 교차지연계수 심층 비교의 세 번째 측면인 부정적 자아존중감이 긍정적 자아존중감에 미치는 영향의 크기에 대한 '학년'별 비교에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 즉, 중1~중3, 중3~고2, 고2~고3 모두에서 부정적 자아존중감이 긍정적 자아존중감에 미치는 영향의 크기가 비슷함을 의미한다. 이처럼 긍정적 자아존중감이 부정적 자아존중감에 영향을 주는 크기가 '학년'에 따라서 다르게 나타나는 결과는 Harter(1990), 그리고 Block과 Robins(1993)가 청소년들의 자아존중감이 청소년 초기, 중기, 후기에 따라서 다를 수 있다고 한 주장을 지지한다. Harter(1990)에 따르면 청소년의 3분의 1 또는 절반의 경우, 청소년 초기에 낮은 자아존중감으로 어려워하지만, 중기와 후기를 지나면서 자아존중감이 안정되거나 또는 증가하는 것으로 나타났다. 이것은 긍정적 자아존중감이 부정적 자아존중감을 감소시키는 교차지연계수의 크기가 중학교 시기보다 고등학교 시기에서 유의미하게 크다는 본 연구의 결과와 유사하다.

이러한 결과를 기반으로, 우리나라 청소년의 건강한 자아존중감을 발달시키기 위한 이론적, 실천적 함의는 다음과 같다. 먼저, 이론적 함의와 관련하여, 본 연구의 결과는 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감이 시간이 지남에 따라서 상호간에 어떠한 관계를 보이는지 확인했다. 특히 이러한 관계패턴에 있어서 긍정적 자아존중감이 부정적 자아존중감에 미치는 영향이 그 반대인 경우보다 더욱 큰 것을 확인하고, 교차지연계수의 크기가 학년에 따라서도 다를 수 있음을 새롭게 발견함으로써 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 종단적 상호관계성을 보다 심층적으로 확인했다. 이러한 결과는 우리나라 청소년의 자아존중감을 연구할 때, '이원적 자아존중감'을 고려함과 동시에 '학년' 또한 함께 고려가 되어야 함을 의미한다.

다음으로 실천적 함의와 관련해서, 청소년의 자아존중감을 건강하게 발달시키기 위해서는 긍정적 자아존중감에 대한 개입과 부정적 자아존중감에 대한 개입이 동시에 필요하다. 최근 강점관점, 긍정적 피드백 등 타인으로부터 긍정적인 평가를 받는 것이 중요한 것으로 나타났지만, 자기 자신에 대한 부정적인 이미지와 평가에 대한 인지적인 변화를 위한 개입 또한 중요하다. 이를 위해서 참고해볼 수 있는 선행연구는 다음과 같다. 이미리(2005)는 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감을 구분하여 각

각에 영향을 줄 것으로 예상되는 예측요인을 탐색 분석한 결과, 남학생의 경우 스트레스요인은 긍정적 자아존중감과 관련이 없지만 부정적 자아존중감과 더 관련이 있었던 반면, 여학생의 경우 직업과 관련된 요인이 긍정적 자아존중감과 관련 있었지만 부정적 자아존중감에는 가족관련 요인이 더 관련이 있는 것으로 나타났다. 그 외에도 긍정적 자아존중감이 학업성취와 더 관련되어 있고, 부정적 자아존중감은 우울 및 비행과 더 관련이 있다는 연구결과도 있다(이미리, 2005; Ang et al., 2006; Owens, 1994; Quilty et al., 2006). 따라서 청소년의 긍정적 자아존중감을 향상시키고 부정적 자아존중감을 감소시키기 위해서는 이러한 예측요인을 고려한 개입이 필요하겠다.

본 연구의 한계 및 추후 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 실제 이원적 자아존중감 각각의 변화궤적이 어떠한지 확인하지 못했다는 한계를 지닌다. 청소년의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 실제적인 변화궤적을 확인한다면, 어느 시기에 어떤 유형의 자아존중감의 개입이 더 중요한지 알 수 있게 될 것이다. 둘째, 본 연구는 다양한 예측요인과 이원적 자아존중감의 관계를 확인하지 못했다. 기존에 '단일차원의 자아존중감' 척도를 사용하는 경우는 결국 '긍정적 자아존중감'을 의미하기 때문에, 기존의 연구에서 확인된 예측요인은 대부분 '긍정적 자아존중감'과의 관계성을 확인한 것이다. 그러나 몇몇 선행연구(강상경, 2006; 이미리, 2005; 최창용, 2015)를 통해서도 확인할 수 있듯이, 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감을 예측하는 요인의 종류가 다를 수 있다. 따라서 이러한 예측요인들과 이원적 자아존중감의 관계를 확인한다면 보다 명확한 개입이 가능할 것이다. 셋째, 성별에 따른 다중 집단분석이 필요하다. 기존 연구에 따르면 청소년의 성별에 따라서 자아존중감이 다른 것으로 나타났다(Brown & Gilligan, 1993; Kling et al., 1999; Polce-Lynch et al., 2001; Simmons & Rosenberg, 1975). 그러나 지금까지 자아존중감의 성별 차이에 대한 연구는 대부분 단일차원의 자아존중감을 사용하였다. 따라서 이원적 자아존중감에 대한 성별차이에 대해서도 연구가 필요하겠다.

## 참고문헌

- 강상경 (2006). 중증 정신장애자들의 이원적 자아존중감과 관련된 요소들에 관한 연구: 사회사업적 함의. **사회복지연구**, 29, 209-241.
- 김주환, 김민규, 홍세희 (2009). **구조방정식모형으로 논문쓰기**. 서울: 커뮤니케이션북스.
- 김지경, 백혜정, 임희진, 이계오 (2010). **한국아동·청소년패널조사 2010 I**. 서울: 한국청소년정책연구원.
- 김지혜, 임승락 (2002). SOM (States of Mind) 모형에 따른 긍정적 / 부정적 사고의 인지적 균형 1: 일반성인집단을 대상으로. **한국심리학회지: 임상**, 21(1), 125-146.
- 유창민 (2017). 우리나라 청소년의 긍정적 자아존중감과 부정적 자아존중감의 변화궤적과 예측요인. **한국아동복지학**, 59, 25-58.
- 이미리 (2005). 청소년기 자아존중감과 가족, 친구, 학업, 여가, 직업 변인들의 관계: 긍정적 자아평가와 부정적 자아평가를 중심으로. **한국청소년연구**, 16(2), 263-293.
- 원상희 (2013). **청소년의 부모애착과 진로성숙도의 발달궤적**. 한양대학교 대학원 박사 학위 청구논문.
- 정익중 (2007). 청소년기 자아존중감의 발달궤적과 예측요인. **한국청소년연구**, 18(3), 127-166.
- 최창용, 이주연, 신유미 (2015). 중학생의 또래소외감과 이원적 자아존중감 간의 상호관계. **한국청소년연구**, 26(3), 247-276.
- 최희철 (2011). 자아존중감과 우울의 상호적 관계: 인지적 취약성 모델, 상처모델, 상호순환적 효과 모델의 검증. **상담학연구**, 12(6), 2251-2271.
- 홍세희, 박민선, 김원정 (2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀교차지연 효과 검증: 성별 간 다집단 분석. **한국교육심리학회**, 21(1), 129-143.
- Ang, R. P., Neubronner, M., Oh, S. A., & Leong, V. (2006). Dimensionality of Rosenberg's self-esteem scale among normal-technical stream students in Singapore. *Current Psychology*, 25(2), 120-131.
- Benjafield, J., & Green, T. R. G. (1978). Golden section relations in interpersonal judgement. *British Journal of Psychology*, 69, 25-35.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological*

- Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Birkeland, M. S., Melkevik, O., Holsen, I., & Wold, B. (2012). Trajectories of global self-esteem development during adolescence. *Journal of Adolescence*, 35(1), 43-54.
- Block, J., & Robins, R. W. (1993). A longitudinal study of consistency and change in self-esteem from early adolescence to early adulthood. *Child development*, 64(3), 909-923.
- Boduszek, D., Hyland, P., Dhingra, K., & Mallett, J. (2013). The factor structure and composite reliability of the Rosenberg Self-Esteem Scale among ex-prisoners. *Personality and Individual Differences*, 55(8), 877-881.
- Brown, L. M., & Gilligan, C. (1993). Meeting at the crossroads: Women's psychology and girls' development. *Feminism & Psychology*, 3(1), 11-35.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). *Alternative ways of assessing model fit*. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park: Sage.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504.
- Chen, F., Bollen, K. A., Paxton, P., Curran, P. J., & Kirby, J. B. (2001). Improper solutions in structural equation models: Causes, consequences, and strategies. *Sociological Methods & Research*, 29(4), 468-508.
- Enders, C. K., & Bandalos, D. L. (2001). The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 8(3), 430-457.
- Erikson, E. H. (1994). *Identity: Youth and crisis* (No. 7). WW Norton & Company.
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56(3), 218-226.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2009). *Multivariate data analysis*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.

- Harter, S. (1990). Identity and self development. In S. Feldman, & G. Elliott (Eds.), *At the threshold: The developing adolescent* (pp.352-387). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Hu, L. T., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Isen, A. M. (2002). Missing in action in the AIM: Positive affect's facilitation of cognitive flexibility, innovation, and problem solving. *Psychological Inquiry*, 13(1), 57-65.
- Kahng, S. K., & Mowbray, C. (2005). Assessment of Self-Esteem Among Individuals with Severe Mental Illness: Testing Two Dimensions of Self-Esteem Theory and Implications for Social Work Practice. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, 11(3-4), 83-104.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Kling, K. C., Hyde, J. S., Showers, C. J., & Buswell, B. N. (1999). Gender differences in self-esteem: A meta-analysis. *Psychol Bull*, 125(4), 470-500.
- Levesque, C., Zuehlke, A. N., Stanek, L. R., & Ryan, R. M. (2004). Autonomy and competence in German and American university students: A comparative study based on self-determination theory. *Journal of Educational Psychology*, 96, 68-84.
- Newman, D. A. (2003). Longitudinal modeling with randomly and systematically missing data: A simulation of ad hoc, maximum likelihood, and multiple imputation techniques. *Organizational Research Methods*, 6(3), 328-362.
- Owens, T. J. (1994). Two dimensions of self-esteem: Reciprocal effects of positive self-worth and self-deprecation on adolescent problems. *American Sociological Review*, 59(3), 391-407.
- Polce-Lynch, M., Myer, B., Kliewer, W., & Kilmartin, C. (2001). Adolescent self-esteem and gender: Exploring relations to sexual harassment, body image, media influence, and emotional expression. *Journal of Youth and*

- Adolescence*, 30(2), 225-244.
- Quilty, L. C., Oakman, J. M., & Risko, E. (2006). Correlates of the Rosenberg self-esteem scale method effects. *Structural Equation Modeling*, 13(1), 99-117.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton: Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- Ryff, C. D., & Singer, B. (1996). Psychological well-being: Meaning, measurement, and implications for psychotherapy research. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 65(1), 14-23.
- Schwartz, R. M., & Garamoni, G. L. (1986). A structured model of positive and negative states of mind: Asymmetry in the internal dialogue. In P. C. Kendall (Ed.), *Advances in cognitive-behavioral research and therapy* (Vol. 5, pp. 1-62). New York: Academic Press.
- Simmons, R. G., & Rosenberg, F. (1975). Sex, sex-roles and self-image. *Journal of Youth and Adolescence*, 4, 229-238.
- Supple, A. J., & Plunkett, S. W. (2011). Dimensionality and validity of the Rosenberg self-esteem scale for use with Latino adolescents. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 33(1), 39-53.
- Supple, A. J., Su, J., Plunkett, S. W., Peterson, G. W., & Bush, K. R. (2013). Factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 44, 748-764.
- Taris, T. W. (2002). Unemployment and mental health: A longitudinal perspective. *International Journal of Stress Management*, 9(1), 43-57.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.
- Vallacher, R., & Nowak, A. (2000). Landscapes of self-reflection: Mapping the peaks and valleys of personal assessment. In A. Tesser, R. Felson, & J. Suls (Eds.), *Psychological perspectives on self and identity* (pp. 35-66). Washington DC: American Psychological Association.

## ABSTRACT

### The reciprocal relationship between the two dimensions of self-esteem: A longitudinal study using an auto-regressive cross-lagged model

Yoo, Changmin\*

This study sought to examine how the two dimensions of self-esteem affected each other over time. To this end, an auto-regressive cross-lagged model was used. The participants consisted of 2,350 students (50.0% female, age 12.9-17.9) and were taken from the Korea Children and Youth Panel Survey conducted from 2010 to 2015. Our results were as follows; (1) students with high positive · negative self-esteem in the first grade in middle school were more likely to continue to have higher positive · negative self-esteem. (2) The relationship between ‘positive self-esteem(t)→negative self-esteem(t+1)’ has a stronger influence than the relationship between ‘negative self-esteem(t)→positive self-esteem(t+1)’. This was found to be significant. (3) ‘positive self-esteem(t)→negative self-esteem(t+1)’ was found to be stronger in high school students than in middle school students. These results indicated that the patterns and strengths of the reciprocal relationship between positive and negative self-esteem differed according to both direction and academic year. Based on these findings, the implications and the directions for future study were also discussed.

Key Words: positive self-esteem, negative self-esteem, auto-regressive cross lagged model

투고일: 2017. 6. 5, 심사일: 2017. 9. 11, 심사완료일: 2017. 9. 26

---

\* Seoul National University, Ph.D. Candidate, ycsjk@snu.ac.kr